

Log-multiplikative Modelle zur Bestimmung der Assoziation zwischen qualitativen Variablen mit inkonsistent geordneten Kategorien

Däumer, Roland

Veröffentlichungsversion / Published Version
Zeitschriftenartikel / journal article

Zur Verfügung gestellt in Kooperation mit / provided in cooperation with:
GESIS - Leibniz-Institut für Sozialwissenschaften

Empfohlene Zitierung / Suggested Citation:

Däumer, R. (1993). Log-multiplikative Modelle zur Bestimmung der Assoziation zwischen qualitativen Variablen mit inkonsistent geordneten Kategorien. *ZA-Information / Zentralarchiv für Empirische Sozialforschung*, 33, 52-74. <https://nbn-resolving.org/urn:nbn:de:0168-ssoar-201509>

Nutzungsbedingungen:

Dieser Text wird unter einer Deposit-Lizenz (Keine Weiterverbreitung - keine Bearbeitung) zur Verfügung gestellt. Gewährt wird ein nicht exklusives, nicht übertragbares, persönliches und beschränktes Recht auf Nutzung dieses Dokuments. Dieses Dokument ist ausschließlich für den persönlichen, nicht-kommerziellen Gebrauch bestimmt. Auf sämtlichen Kopien dieses Dokuments müssen alle Urheberrechtshinweise und sonstigen Hinweise auf gesetzlichen Schutz beibehalten werden. Sie dürfen dieses Dokument nicht in irgendeiner Weise abändern, noch dürfen Sie dieses Dokument für öffentliche oder kommerzielle Zwecke vervielfältigen, öffentlich ausstellen, aufführen, vertreiben oder anderweitig nutzen.

Mit der Verwendung dieses Dokuments erkennen Sie die Nutzungsbedingungen an.

Terms of use:

This document is made available under Deposit Licence (No Redistribution - no modifications). We grant a non-exclusive, non-transferable, individual and limited right to using this document. This document is solely intended for your personal, non-commercial use. All of the copies of this documents must retain all copyright information and other information regarding legal protection. You are not allowed to alter this document in any way, to copy it for public or commercial purposes, to exhibit the document in public, to perform, distribute or otherwise use the document in public.

By using this particular document, you accept the above-stated conditions of use.

Log-multiplikative Modelle zur Bestimmung der Assoziation zwischen qualitativen Variablen mit inkonsistent geordneten Kategorien

von Roland Däumer¹

Zusammenfassung

Variablen, deren Kategorien nur teilweise eine konsistente Rangfolge beschreiben, kommen in sozialwissenschaftlichen Untersuchungen häufig vor. Eine Möglichkeit, noch diesen "Rest" an ordinaler Information ausschöpfen zu können, bieten log-multiplikative Analyseverfahren. Es können simultan multivariate Abhängigkeiten sparsam bestimmt und die interessierenden Variablen skaliert werden. Da log-multiplikative Modelle bisher nur sehr selten angewendet wurden, soll in diesem Beitrag ihre Brauchbarkeit demonstriert werden.

Abstract

Variables whose categories only partly describe a consistent order often occur in social science inquiries. Log-multiplicative models provide a method to analyze even the remaining ordinal information found in these variables. Such models are able to parsimoniously determine multivariate dependencies and simultaneously scale the variables of interest. Since log-multiplicative models have rarely been used, this article is intended to demonstrate their effectiveness.

In Heft 27 der ZA-Information hat **Ludwig-Mayerhofer** (1990) im Anschluß an die Arbeiten von **Kühnel/Jagodzinski/Terwey** (1989) und **Urban** (1990) multivariate Logit-Modelle zur Analyse ordinalskaliert abhängiger Variablen vorgestellt. In dieser Arbeit soll demonstriert werden, wie ein in der deutschen Soziologie bisher weitgehend unbekanntes Analyseverfahren dazu genutzt werden kann, den ordinalen Charakter von Variablen zu berücksichtigen, deren Ausprägungen nur teilweise in eine eindeutige Rangfolge gebracht werden können. Dabei handelt es sich um log-multiplikative Modelle, die im Rahmen der Kontingenztabellenanalyse vor allem von **Goodman** (1979) und **Clogg** (1982a) entwickelt worden sind. Hierbei wird zunächst in aller Kürze eine soziologische Fragestellung anhand einiger gängiger Hypothesen über die Folgen der Bildungsexpansion entwickelt, die die zu untersu-

¹ Dipl.-Soz. **Roland Däumer** ist wissenschaftlicher Mitarbeiter des Instituts für Soziologie an der Martin-Luther-Universität Halle-Wittenberg, Emil-Abderhalden-Str. 7, D-06099 Halle.

chenden Variablen liefert und das Anwendungsfeld der Methode verdeutlicht. In einem zweiten Schritt soll dann die am wenigsten restriktive Version dieser Modelle genauer erläutert werden, um einen ersten Einblick in die statistischen Grundlagen des Verfahrens zu gewinnen. Anschließend wird ein multivariates Modell im Zusammenhang mit der im ersten Abschnitt entwickelten Fragestellung vorgestellt und berechnet. Hier erfolgt eine ausführliche Interpretation des Modells und der ermittelten Befunde mit dem Ziel, die inhaltliche Bedeutung der geschätzten Koeffizienten möglichst gut nachvollziehbar zu machen. Dabei soll deutlich werden, daß die Berechnung log-multiplikativer Modelle neben der Skalierung unvollständig geordneter Kategorien inhaltlich wertvolle Informationen liefert, die die Zusammenhangsstruktur der interessierenden Variablen beschreibt. Der Anhang schließlich dokumentiert das zur Berechnung der in dieser Arbeit diskutierten log-multiplikativen Modelle verwendete Statistikprogramm.

1. Fragestellung und Analyseproblem

In der Fülle der Beiträge über die Entwicklung des Bildungssystems in der Bundesrepublik Deutschland in den achziger Jahren erregen die Thesen **Becks** (1986) besondere Aufmerksamkeit. Seiner Ansicht nach büßte das Bildungssystem im Verlaufe der 80er Jahre seine statusverteilende Funktion ein (ebd., S. 244). Denn, so **Beck**, empirische Untersuchungen belegen, daß "sich zwischen 1970 und 1982 die Wahrscheinlichkeiten, mit einem höheren Bildungsabschluß auch einen Zugang zu der jeweils statushöheren Position zu erhalten, dramatisch verringert (haben)" (ebd., S. 243). Diese Entwicklung führt der Autor darauf zurück, daß sich die chancenverteilende Funktion des Bildungssystems in das Beschäftigungssystem verlagerte, so daß eine "Refeudalisierung", eine "Renaissance ständischer Zuweisungskriterien" (ebd., S. 248) erfolgen konnte. Selektionskriterien haben seither erneut an Bedeutung gewonnen, die historisch vor den Ausbildungsreformen galten und "mit dem Ausbau der Bildungsgesellschaft gerade überwunden werden sollten: nämlich Zuweisungen qua Geschlecht, Alter, Gesundheit, aber auch Gesinnung, Auftreten, Beziehungen, regionale Bindungen usw." (ebd., S. 248). Wenn **Beck** auf empirische Untersuchungen zur Bestätigung seiner Hypothese über den Verlust der statusverteilenden Funktion des Bildungssystems verweist, bezieht er sich auf einen Beitrag **Handls** (1986), der im Kontext der Analysen **Blossfelds** (1985) zur beruflichen Chancenstruktur von Berufsanfängern entstand (vgl. auch **Beck** 1985; hier findet sich die direkte Referenz zu Handls Untersuchung).

Blossfeld (1985) beschreibt die Mechanismen, die zu einer Lockerung des engen Nexus zwischen Bildungs- und Beschäftigungssystem geführt haben sollen folgendermaßen:

"Eine Erklärung dafür liefern Verdrängungsprozesse, die in den siebziger Jahren im Beschäftigungssystem ablaufen. In dem Maße, wie der berufsstrukturelle Wandel mit der rasch ansteigenden Zahl hoch- und höherqualifizierter Absolventen nicht mehr Schritt halten kann, sind immer mehr qualifizierte Bewerber gezwungen, auf Berufspositionen auszuweichen, die traditionell unteren Absolventengruppen zugeordnet waren. Daraus folgt aber, daß man bei Kenntnis des Ausbildungsabschlusses in den Jahren 1978 und 1982 die Berufsposition eines Berufsanfängers nicht mehr so genau vorhersagen kann, wie das im Jahre 1970 noch möglich war" (ebd., S. 135).

Ergänzend stellt **Handl** (1986) fest, daß für die bislang letzte Phase der Bildungsexpansion "Bildungsrenditen' im Sinken begriffen sind" und zwar insofern, als "sich die Wahrscheinlichkeit, über zusätzliche Ausbildungsinvestitionen auch Zugang zur jeweils höheren Stufe in der beruflichen Statushierarchie zu erhalten", im Vergleich zu Berufsanfängerkohorten früherer Zeitpunkte, verringert hat (ebd., S. 42). Dies führt er in analoger Weise darauf zurück, daß die zunehmend größere Zahl von formal höher Qualifizierten in den traditionellen Berufsfeldern keine Beschäftigungsmöglichkeit mehr findet, es somit zu einem Verdrängungswettbewerb kommt, in dessen Verlauf "sich die alten, vergleichsweise eindeutigen Verknüpfungen von Bildungsabschlüssen und Berufschancen zu lockern beginnen" (1986a, S. 130). Während **Beck** also Refeudalisierungserscheinungen als Ursache einer Abschwächung der allokativen Wirkung von Bildungszertifikaten identifiziert, führen **Blossfeld** und **Handl** dies auf Verdrängungsprozesse zurück.

Gegen das hier knapp skizzierte Verlaufsmuster der Argumentation lassen sich eine ganze Reihe gewichtiger Einwände anführen. Für die Zielsetzung dieser Arbeit sollen die folgenden Aspekte genügen: Erstens gingen die verschiedenen Ansätze der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (u.a. **Teichler/Hartung/Nuthmann**, 1976) von der Grundannahme aus, daß auch in den achtziger Jahren ein enger Konnex zwischen Bildungszertifikaten und beruflichen Chancen bestehen sollte und zwar insofern, als Informationen aus dem Bildungssystem im Verhältnis zu alternativen, vom Bildungssystem abgehobenen Auswahlkriterien des Beschäftigungssystems, nicht an Gewicht verlieren würden. Zweitens ist **Blossfeld** und **Handl** zu entgegnen, daß ein Verdrängungsprozeß nicht notwendigerweise zu einer schwächeren Anbindung beruflicher Chancen an den Nachweis von Ausbildungszertifikaten führt. Eher ist über die formale Abstufung der Bildungsabschlüsse hinweg insgesamt eine weitgehende Konstanz der Vorteilsstruktur wahrscheinlich: je deutlicher sich ein Verdrängungsprozeß abzeichnet, desto eher bleibt der relative Chancenvorteil des jeweils höheren Ausbildungsniveaus im Vergleich zu einem niedrigeren erhalten. Mögen sich beispielsweise auch die Berufschancen von Hochschulabsolventen weniger eindeutig gut entwickeln, so gestalten sie sich um so mehr eindeutig schlecht für formal weniger Qualifizierte. Drittens fällt **Becks** enge historische Perspektive auf, die einen Zeitraum von nur 12 Jahren umfaßt. Vor diesem Hintergrund läßt sich dann natürlich jede Veränderung zwischen 1970 und 1982 als tiefgreifende Zäsur oder als Umbruch interpretieren. So läßt sich auch nicht entscheiden, ob es sich bei den monierten Veränderungen lediglich um eine Stabilisierung von Trends handelt, die schon seit dem Bestehen der Bundesrepublik zu beobachten sind. Viertens ist natürlich die Entwicklung geschlechtsspezifischer Arbeitsmarktchancen ausdrücklich zu berücksichtigen. Ist der von **Beck** behauptete dramatische Funktionsverlust des Bildungssystems kennzeichnend für junge Männer ebenso wie für junge Frauen? Oder konnten insbesondere Frauen, vor dem Hintergrund der sich vollziehenden Veränderungen im Beschäftigungssystem, ihre Investitionen in Ausbildung immer weniger auch in berufliche Chancen umsetzen?

Aus dieser Kritik leitet sich folgender Analyseplan ab: Um Veränderungen in der Kopplung von Bildungs- und Beschäftigungssystem während des von *Beck* thematisierten Zeitraumes richtig einschätzen zu können, soll im Rückblick auf die gesamte Nachkriegsperiode die berufliche Erstplatzierung von unterschiedlich qualifizierten jungen Frauen und Männern vergleichend untersucht werden.

2. Datenbasis und Klassifikation

Die Überprüfung der Hypothesen wird auf der Grundlage der Daten des Sozioökonomischen Panels durchgeführt. Das Panel bietet den Vorteil, daß in der dritten Welle (1986) nicht nur explizit nach der beruflichen Erstplatzierung gefragt wurde, sondern auch das Merkmal "Alter zum Zeitpunkt der ersten regelmäßigen beruflichen Tätigkeit" erhoben wurde. Folglich kann die Subpopulation der Berufsanfänger exakter abgegrenzt werden als es beispielsweise im Rahmen der Mikrozensus der Volks- und Berufszählung bisher möglich war.

Da es in der Analyse darum geht, den Effekt von Bildungsdifferenzen in historisch unterschiedlichen Bedingungskonstellationen zu bestimmen, ist es sinnvoll, Erwerbseintrittskohorten zu bilden. Diese sollten in etwa die im Verlaufe der Nachkriegszeit sich verändernde Relation zwischen der Anzahl unterschiedlich qualifizierter Bewerber und der Gelegenheitsstruktur im Beschäftigungssystem widerspiegeln. Ausgehend von der besonderen Situation zu Beginn der 50er Jahre - ein vergleichsweise niedriger Anteil höchstqualifizierter Einstiegspositionen, ein hoher Anteil von Frauen in niedrigqualifizierten manuellen Berufen - nimmt im Verlaufe der Bildungsreformen der 60er und frühen 70er Jahre parallel zu einem ständig wachsenden Angebot höher qualifizierter Bewerber auch das Angebot an entsprechenden beruflichen Einstiegspositionen zu. Seit den späten 70er Jahren kommt es dann im Zuge der Bildungsexpansion, der geburtenstarken Jahrgänge, wirtschaftlicher Rezession, sowie dem Auslaufen der schnellen Expansion des wohlfahrtstaatlichen Sektors vermehrt zu "Abstimmungs"-Problemen zwischen Bildungs- und Beschäftigungssystem und ihren Folgeerscheinungen. Um diesen historisch unterschiedlichen Bedingungskonstellationen gerecht zu werden, gleichzeitig aber auch zu berücksichtigen, daß für eine statistische Analyse die Zellenbesetzungen der Kontingenztabellen nicht zu klein sein dürfen, lassen sich immerhin vier Berufseintrittskohorten abgrenzen, die zwischen 1947 und 1986 je einen Zeitraum von 10 Jahren umfassen.

Weil neben dem Zeitpunkt des Berufseintritts auch nach dem Geschlecht des Befragten zu differenzieren ist, können die Ausbildungsabschlüsse nur in eine recht grobe Gliederung unterteilt werden. Die Gliederung sollte trotzdem die hierarchisch abgestuften Niveaus des allgemeinbildenden Schulwesens, als auch die unmittelbare vorberufliche Ausbildung wie Lehre, Berufsfachschule, Handelsschule, Schule des Gesundheitswesens oder Beamtenaus-

bildung zum Ausdruck bringen. Dementsprechend ergibt sich die in Tabelle 1 dargestellte Klassifikation.

- Universitäts- oder Fachhochschulabschluß
- Abitur
- Fachhochschulreife oder Mildere Reife mit vorberuflicher Ausbildung
- Mittlere Reife ohne vorberufliche Ausbildung oder Hauptschulabschluß mit vorberuflicher Ausbildung
- Hauptschulabschluß oder weniger ohne vorberufliche Ausbildung

Tabelle 1: Klassifikation der Bildungsvariablen

Das Sozioökonomischen Panel enthält für den Zeitpunkt der beruflichen Erstplatzierung nicht nur Informationen zur genauen beruflichen Funktion (Berufstitel) des Befragten, sondern auch zur beruflichen Stellung. Zur Erfassung des strukturellen Wandels im Beschäftigungssystem kann deshalb ein gut bewährtes Klassifikationsschema, das Klassenschema nach *Goldthorpe*, erstellt werden (vgl. *Goldthorpe* 1980). Dieses Schema erlaubt es, das gesamte Spektrum beruflicher Positionen auf der Grundlage von Kriterien der Marktlage und Beschäftigungsbeziehungen theoretisch sinnvoll zu einer begrenzten Anzahl von Kategorien zusammenzufassen. Für die berufliche Erstplatzierung von Frauen und Männern resultiert demnach die in Tabelle 2 aufgeführte Gliederung.

- "Obere Dienstklasse"
 - Akademische professionelle Berufe; leitende Angestellte und Beamte in staatlicher Verwaltung und großen privaten Unternehmen; Manager großer Produktionsbetriebe; Selbständige mit mehr als 10 Mitarbeitern
- "Untere Dienstklasse"
 - Semiprofessionen; qualifizierte Techniker und graduierte Ingenieure; Manager kleiner Betriebe; Arbeitsgruppenleiter und qualifizierte Sachbearbeiter in der öffentlichen und privaten Verwaltung
- "Ausführende Nicht-Manuelle"
 - Nicht-manuell tätige Angestellte in Verwaltung und Handel mit Routinetätigkeit, Verkäufer und Personen, die einfache Dienstleistungen erbringen
- "Kleinbürgertum"
 - Selbständige außerhalb der Landwirtschaft, höchstens 10 Mitarbeiter
- "Selbständige Landwirte"
- "Arbeiterelite"
 - einfache Techniker, die teilweise manuell tätig sind; Meister, Vorarbeiter
- "Facharbeiter"
- "Un- oder angelernte Arbeiter"
- "Arbeiter in der Landwirtschaft"

Tabelle 2: Klassifikation der beruflichen Positionen nach *Goldthorpe*

Leider haben Berechnungen ergeben, daß Positionen des "Kleinbürgertums" und der selbständigen Landwirte zu schwach besetzt sind, um bei der statistischen Analyse berücksichtigt werden zu können. Aus theoretischer Perspektive ist diese Entscheidung allerdings nicht zu problematisch, denn Zugänge zu diesen "besitzenden Klassen" hängen von wesentlich anderen Faktoren ab, als dem erreichten Ausbildungsniveau zu Beginn der individuellen Erwerbsbiographie (vgl. u.a. **Müller** 1978, **Handl** 1986, **Bögenhold** 1985). Mit Ausnahme der Besitzklassen erhalten wir dann für Frauen und Männer jeweils für den Erwerbs-eintrittszeitraum zwischen 1947 bis 1956, 1957 bis 1966, 1967 bis 1976 sowie 1977 bis 1986 eine Übergangsmatrix zwischen Ausbildungsabschluß und erster beruflichen Position (vgl. Tabelle 3).

	Klasse I	II	III	VI	VII	VIII	IX
Ausbild.	Kohorte 1947 - 56						
A	5/11	16/10	1/1	0/0	0/1	0/1	0/0
B	1/6	5/21	5/3	0/5	0/3	0/1	0/3
C	2/5	23/15	29/15	1/6	4/49	4/6	0/2
D	0/2	21/9	82/26	4/7	54/275	38/48	3/18
E	0/0	5/0	41/1	0/0	11/15	161/36	15/21
	Kohorte 1957 - 66						
A	9/24	18/16	5/0	0/1	0/1	0/1	0/1
B	0/8	15/12	5/5	0/6	2/14	0/0	0/0
C	1/2	42/31	46/20	6/11	1/14	2/0	0/0
D	3/0	52/23	154/24	9/18	54/253	27/22	3/5
E	0/0	1/0	31/2	1/0	6/10	81/18	2/6
	Kohorte 1967 - 76						
A	10/40	37/21	3/0	0/2	0/3	0/1	0/0
B	3/8	14/14	11/4	0/7	2/7	2/2	1/0
C	1/4	57/53	61/20	8/24	3/44	4/7	0/2
D	0/0	54/14	150/27	11/18	49/197	15/31	1/8
E	0/0	3/0	16/1	3/1	2/15	64/24	0/3
	Kohorte 1977 - 86						
A	17/40	27/26	2/0	0/2	0/1	0/2	0/0
B	1/4	34/13	25/4	2/0	3/8	5/1	2/1
C	0/2	57/26	58/26	7/17	12/59	3/10	3/2
D	1/0	26/2	87/7	5/4	40/150	20/28	2/6
E	0/0	2/0	18/1	0/1	6/17	37/30	1/2

Ausbildung: Universitäts- oder Fachhochschulabschluß (A), Abitur (B), Fachhochschulreife oder Mittlere Reife mit vorberuflicher Ausbildung (C), Mittlere Reife ohne vorberufliche Ausbildung oder Hauptschulabschluß mit vorberuflicher Ausbildung (D), Hauptschulabschluß o. weniger ohne vorberufliche Ausbildung (E).
Klassenlage: Obere Dienstklasse (I), Untere Dienstklasse (II), Ausführende Nicht-Manuelle (III), Arbeiterelite (VI), Facharbeiter (VII), Un- oder angelernter Arbeiter (VIII), Arbeiter in der Landwirtschaft (IX).

Tabelle 3: Häufigkeiten der Abhängigkeit der ersten regelmäßigen beruflichen Tätigkeit vom Ausbildungsniveau für Frauen (jeweils die erste Ziffer) und für Männer

3. Log-multiplikative Modelle zur Messung der Assoziation zwischen qualitativen Variablen

An dieser Stelle ist zunächst die immer noch hohe Anzahl von gering besetzten Kategorien in Rechnung zu stellen. Im Kontext multivariater Analyseverfahren, die auf kreuztabellierten Daten ansetzen, ergibt sich dieses Problem bekanntlich sehr schnell. Dadurch schränken sich die Anwendungsmöglichkeiten deutlich ein. So kann der "Likelihood-Ratio" als inferenzstatistisches Maß nur herangezogen werden, sofern die Bedingungen für Likelihood-Quotienten-Tests (nicht zu viele erwartete Häufigkeiten unter 1) erfüllt sind. Im vorliegenden Fall ergeben sich Schwierigkeiten, vor allem hinsichtlich der niedrigen Fallzahlen der Arbeiter in der Landwirtschaft. Ein weiterer Ausschluß von Kategorien aus den Berechnungen ist aus theoretischen Gesichtspunkten allerdings nicht geboten. Faßt man hingegen mehrere Berufspositionen zusammen, dann nimmt die Inhomogenität der Kategorien zu, die Identifizierbarkeit von Veränderungen der Assoziation zwischen Ausbildung und

beruflicher Position nimmt jedoch ab. Aus diesen Gründen gibt es hier keine wirklich befriedigende Lösung des Problems zu gering besetzter Kategorien, so daß die inhaltliche Interpretation der zu schätzenden Koeffizienten nur unter diesem Vorbehalt sinnvoll ist. Es sind deshalb weitere Untersuchungen erforderlich, um die aus dieser Arbeit resultierenden Befunde einschätzen und gegebenenfalls bestätigen zu können.

Im Rahmen der geplanten Analyse ist nun in einem nächsten Schritt zu erörtern, inwiefern das Klassifikationsschema von *Goldthorpe* eine ordinale Struktur aufweist, die sich explizit modellieren läßt. Problematisch ist zunächst, daß *Goldthorpes* Schema keine konsistente hierarchische Struktur aufweist bzw. die Kategorien nicht in eindeutiger Weise in eine bestimmte Abfolge gebracht werden können. So betont *Goldthorpe* (1980, S. 42), daß lediglich bei Mobilitätsbewegungen in die Obere und Untere Dienstklasse eindeutig von "Aufstiegsmobilität" gesprochen werden kann. Die Anordnung der übrigen Klassen in einer eindimensionalen Rangfolge von "oben" nach "unten" ist angesichts der Zuordnungskriterien (Einkommen, Arbeitsplatzsicherheit, Autorität, Autonomie) nicht durchführbar. Mögen beispielsweise Facharbeiter über höhere Arbeitsplatzsicherheit, Autorität und Autonomie verfügen als ihre an- und ungelernten Kollegen, so kann es beim Einkommen doch zu erheblichen Überschneidungen und Diskontinuitäten kommen. Das Schema läßt a priori höchstens eine gestufte Dreiteilung der Klassenpositionen als möglich erscheinen. In diesem Sinne bilden dann die beiden Dienstklassen einen oberen Bereich, die Klassen III, VI und VII repräsentieren die Mitte und die Positionen der un- und angelernten Arbeiter und Landarbeiter, also die Klassen VIII und IX, markieren die am wenigsten vorteilhaften Klassenlagen (vgl. *Erikson/Goldthorpe* 1987, S. 65f.). Streng genommen bilden also die verschiedenen Klassenpositionen kein konsistentes Kontinuum, denn weder die Ordnung der Kategorien ist genau bekannt, noch sind die Distanzen zwischen ihnen spezifiziert.

Würden wir also lediglich die uns vom Konstruktionsprinzip der jeweiligen Klassifikationen her definierten Rangfolgen berücksichtigen, wären wir im Kontext der Kreuztabellenanalyse lediglich in der Lage, loglineare oder multinomiale Logit-Modelle zu berechnen, wobei die, wenn auch recht unspezifische Rangfolge der Kategorien der Klassenvariablen nicht in Rechnung gestellt werden könnte. Dies bedeutet erstens einen Verlust an Information. Zweitens gehen im statistischen Sinne Freiheitsgrade verloren, die man besser hätte nutzen können, um weitere Aspekte des Variablenzusammenhangs zu erfassen und drittens wird, aus mehr inhaltlicher Perspektive, auf eine mögliche, viel sparsamere Beschreibung der Assoziationsstruktur verzichtet.

Um diesen Einschränkungen zu entgehen, wählen wir eine alternative Vorgehensweise. Ausgangspunkt ist die gemeinsame Verteilung der interessierenden qualitativen Variablen (in unserem Beispiel die Klassen- und die Ausbildungsvariable) und eben nicht die einzelne mehr oder minder ordinale Klassifikation. Jede dieser qualitativen Variablen kann dabei entweder ein nominales Attribut oder eine ordinale kategoriale Klassifikation repräsentieren, bei der weder die Ordnung der Kategorien noch die Distanzen zwischen ihnen bekannt sein müssen (vgl. *Goodman* 1985, 1986). Indem dann das Assoziationsmuster der gemeinsamen Verteilung untersucht wird, kann bestimmt werden, ob die Kategorien der einen Variablen im Verhältnis zu den Ausprägungen der jeweils anderen Variablen in eine bestimmte Abfolge gebracht werden können. Wenn also in unserem Fall das Klassenschema auch nach den eigenen Kriterien keine konsistente hierarchische Struktur aufweist, so möglicherweise doch im Verhältnis zu den erreichten Ausbildungsabschlüssen. Umgekehrt lassen sich Informationen über die berufliche Einstiegsposition dazu nutzen, eine Rangfolge unter den formalen Qualifikationsniveaus herzustellen. Wir müssen also nicht davon ausgehen, daß unabhängig der Beziehung zur jeweils anderen Variablen eine eindeutige Rangfolge zwischen den Ausprägungen besteht, sondern nehmen an, daß den Klassenpositionen und den Ausbildungsabschlüssen ein latentes Kontinuum insofern unterliegt, als es aus der gemeinsamen Verteilung bzw. Assoziation der Variablen abgeleitet werden kann. Da nun gerade das allgemeinste (eindimensionale) log-multiplikative Modell einen Ausdruck für qualitative Variablen in intrinsisch metrischen Termen liefert, ist es im Rahmen unseres Analyseproblems von besonderer Bedeutung. Im folgenden soll es deshalb genauer erörtert werden (vgl. *Agresti* 1983, *Goodman* 1979, 1981a, 1981b).

3.1 Goodmans "Modell-II"

Gehen wir vom einfachsten Fall aus (*Goodman* 1979): Gegeben sind zwei qualitative Variablen mit den Kategorien I und J, die gemeinsam eine $I \times J$ Kreuztabelle bilden. Bezeichnen wir die beobachteten Häufigkeiten der Tabelle mit f_{ij} und die erwarteten Häufigkeiten eines bestimmten Modells mit F_{ij} , wobei $i=1,\dots,I$; $j=1,\dots,J$. Das interessierende log-

multiplikative Modell kann auf verschiedene Weisen beschrieben werden. Ich werde mich auf zwei Perspektiven beschränken. Die erste Formulierung ist:

$$F_{ij} = \alpha \beta_i \delta_j \exp \{ \emptyset \mu_i \nu_j \}, \quad (1)$$

wobei $\emptyset \mu_i \nu_j$ Potenzen von e , der Basis des natürlichen Logarithmus sind. Die β_i bezeichnen die "Zeileneffekte" auf F_{ij} und korrespondieren damit, die Zeilenrandverteilungen der F_{ij} in der Tabelle zu fitten, so daß $F_{i.} = f_{i.}$. Die δ_j bezeichnen "Spalteneffekte" auf F_{ij} , so daß $F_{.j} = f_{.j}$ und α bezieht sich auf den Fit der Stichprobengröße n . Die α , β_i und δ_j Parameter sind an dieser Stelle weniger von Bedeutung; das zentrale Interesse gilt der Interaktion oder Assoziation zwischen den zwei Variablen, die in Gleichung (1) durch die Exponenten von e beschrieben wird. Logarithmiert man Gleichung (1), resultiert:

$$\log F_{ij} = \log \alpha + \log \beta_i + \log \delta_j + \emptyset \mu_i \nu_j \quad (2)$$

Sind μ_i und ν_j Konstanten, die nicht von den Daten geschätzt werden müssen und repräsentieren sie Scores für die einzelnen Kategorien der beiden Variablen (z.B. "Prestigescores", die beiden Variablen extrinsisch zugeordnet werden), dann ist das Modell identisch mit *Habermans* (1974) Modell der "linear-by-linear interaction". Das Produkt der Scores definiert dann einen linearen Interaktionsterm und \emptyset wäre ein Koeffizient, der den Effekt des Interaktionsterms auf den Logarithmus von F_{ij} beschreibt. Sind μ_i und ν_j gegeben, ist das Modell loglinear mit den Parametern α , β_i , δ_j und \emptyset , so daß Standardmethoden log-linearer Analyse oder logistischer Regression direkt angewendet werden können. Dieselben Standardmethoden können angewendet werden, sind a priori entweder nur die Scores der Zeilenvariablen oder nur die Scores der Spaltenvariablen bekannt. Im ersten Fall variieren die geschätzten odds-ratios proportional zu den Distanzen zwischen den Scores der Zeilenvariablen und im zweiten Fall variieren sie proportional zu den Distanzen zwischen den Scores der Spaltenvariablen. Das erste Modell wird als "Column-effects model" bezeichnet und das zweite als "Row-effects model" (*Goodman*, 1979).

Nehmen wir nun an, daß die Kategorien beider Variablen a priori kein konsistentes Kontinuum bilden, d.h. weder die Ordnung der Kategorien bekannt ist, noch die Distanzen zwischen ihnen spezifiziert sind. In diesem Fall sind μ_i und ν_j zu schätzen und können nicht als Konstanten gewählt werden. Jetzt ist das Modell der Gleichung (1) - (2) kein log-lineares Modell, sondern erfordert komplexere Methoden, um den log-multiplikativen Ausdruck $\{\emptyset \mu_i \nu_j\}$ zu schätzen. Im einzelnen können dabei die Parameter μ_i und ν_j nach dem Maximum-Likelihood Verfahren ermittelt werden, indem die Assoziation zwischen den beiden Variablen maximiert und die entsprechende Teststatistik minimiert wird.

Gelingt ein angemessener Fit, so können die Parameter μ_i und ν_j dazu benutzt werden, die Kategorien beider Variablen zu skalieren. Es verbleibt jedoch ein Moment der Unbestimmtheit: nur Differenzraten der "Scores" sind identifiziert - zum Beispiel sind $(\mu_i - \mu_{i+1})/(\mu_{i+1} - \mu_{i+2})$ identifiziert, aber $\mu_i - \mu_{i+1}$, $\mu_{i+1} - \mu_{i+2}$, μ_{i+1} und μ_{i+2} sind es nicht. Schätzungen dieser Größen erfordern Wissen oder weitere Annahmen über Lokation und Skala der latenten stetigen Variablen, die den Kategorien unterliegt. Clogg (1982b) diskutiert dieses Problem und gibt ein Beispiel, auf welche Weise die Daten selbst eine bestimmte Wahl der Lokation und der Skala nahelegen.

Eine andere Möglichkeit, das Modell in Gleichung (1) zu beschreiben ist gegeben, wählt man folgende odds-ratio als Ausgangspunkt:

$$\Phi_{ij} = (F_{ij} F_{i+1,j+1}) / (F_{i,j+1} F_{i+1,j}), \quad \text{wobei } i=1, \dots, I-1; j=1, \dots, J-1. \quad (3)$$

Jede odds-ratio mißt die Assoziation zwischen der Zeilen- und Spaltenvariablen in einer besonderen Region der Kreuztabelle, nämlich den 2×2 Untertabellen, gebildet aus je zwei Zeilen und Spalten. Das gesamte Set von $(I-1) \times (J-1)$ solcher odds-ratios enthält sämtliche Informationen über die Assoziation zwischen den Variablen. Setzt man nun Gleichung (1) in Gleichung (3) ein, resultiert:

$$\log \Phi_{ij} = \phi (\mu_{i+1} - \mu_i) (\nu_{j+1} - \nu_j) \quad (4)$$

Das Modell ist log-multiplikativ im Hinblick auf die Assoziationsindices und die Distanzen zwischen den Parametern μ_i und ν_j erscheinen explizit als Multiplikatoren von ϕ . Ist die Ordnung der Zeilenvariablen konsistent, dann ist $\mu_i \leq \mu_{i+1}$ und die Distanzen $(\mu_{i+1} - \mu_i)$ sind alle positiv (gleiches gilt für ν_j). Das Produkt $(\mu_{i+1} - \mu_i) (\nu_{j+1} - \nu_j)$ wird dann ebenfalls positiv sein. Die Assoziation ist positiv, negativ oder Null, je nachdem ob ϕ positiv, negativ oder Null ist.

Der Parameter ϕ kann dabei verstanden werden als Index der "overall" Assoziation zwischen der Spalten- und der Zeilenvariablen, als globales Maß des Gesamtzusammenhangs (Clogg 1982b, S. 117), so daß ausschließlich die Distanzen "benachbarter" Kategorien, gemäß $(\mu_{i+1} - \mu_i) (\nu_{j+1} - \nu_j)$ spezifische Unterschiede und Variationen der Assoziation in den verschiedenen Regionen der Kreuztabelle messen (große Differenzen zwischen den Scores reflektieren einen starken Zusammenhang, kleine Differenzen einen schwachen).

3.2 Das Untersuchungsmodell

Zur Beantwortung der eingangs aufgeworfenen inhaltlichen Fragestellungen bedarf es der Berechnung des folgenden Analysemodells:

$$F_{ij(k,l)} = \alpha_{(k,l)} \beta_{i(k,l)} \delta_{j(k,l)} \exp \{ \theta_{(k,l)} \mu_{i(k,l)} \nu_{j(k,l)} \}, \quad (5)$$

wobei $F_{ij(k,l)}$ die erwartete Häufigkeit der i -ten ($i=1,\dots,7$) beruflichen Einstiegsposition bei gegebenem j -ten ($j=1,\dots,5$) formalen Ausbildungsniveau, dem k -ten ($k=1,2$) Geschlecht und der l -ten ($l=1,\dots,4$) Erwerbseintrittskohorte bezeichnet. Die $\theta_{(k,l)}$, $\mu_{i(k,l)}$ und $\nu_{j(k,l)}$ sind geschlechts- und kohortenspezifische Terme, die die Interaktion von Ausbildung und beruflichen Einstiegspositionen beschreiben, wobei $\mu_{i(k,l)}$ und $\nu_{j(k,l)}$ Sets von Scores repräsentieren, die zu den relativen Positionen entlang eines latenten Kontinuums von jeweils beruflichen Einstiegspositionen oder Ausbildungsabschlüssen korrespondieren.

Die zentrale Idee ist nun die, daß die bivariate Assoziation zwischen den beruflichen Positionen und Ausbildungsabschlüssen in den unterschiedlichen geschlechts- und kohortenspezifischen Kontexten untersucht wird, um mögliche Veränderungen im Konnex zwischen Ausbildung und Beruf zu erfassen. Verändert sich die Assoziation zwischen den Kontexten, so sollte dies durch die unmittelbar assoziationsabhängigen Parameter θ , μ_i und ν_j angezeigt werden. Dementsprechend mögen wir im Extremfall für jeden Kontext verschiedene θ -Werte und ein spezifisches Set von Zeilen- und Spaltenscores erhalten. Indem wir dann die (intrinsisch) generierten Klassen- bzw. Ausbildungsskalen gegenüberstellen, sollte schließlich ein Urteil darüber möglich sein, in welcher Richtung und mit welcher Dynamik sich die Abhängigkeit beruflicher Chancen von Ausbildungszertifikaten seit Kriegsende entwickelt hat.

Um nicht nur Differenzraten berücksichtigen zu können, empfiehlt es sich die Zeilen- (Ausbildung) und Spaltenscores (Klassenposition) durch einen Mittelwert von Null und einer Varianz von Eins zu identifizieren. Dies macht 0 interpretierbar im Sinne von Standard-einheiten der latenten Intervallskalen und ermöglicht einen Vergleich der Assoziationsindizes zwischen den Kohorten und den Geschlechtern. Die Anzahl der Freiheitsgrade berechnet sich dann für *Goodmans* "Modell II" wie folgt:

$df = rc - (1 + (r-1) + (c-1) + 1 + (r-2) + (c-2)) = (r-2)(c-2)$, wobei r = Anzahl der Kategorien der Spaltenvariablen und c = Anzahl der Kategorien der Zeilenvariablen. Wir benötigen also zwei Variablen mit mindestens je drei Ausprägungen, um *Goodmans* "Modell II" überhaupt berechnen zu können. Für das multivariate Modell ergibt sich die Anzahl der Freiheitsgrade entsprechend: $df = ((g-1)(c-1) - r - c + 3)$, wobei g = Anzahl der Ausprägungen der Kontextvariablen (z.B. Geschlecht und/oder Berufseintrittskohorten).

3.3 Analyse

Führen wir die Analyse durch, so ergeben sich die in Tabelle 4 aufgeführten Ergebnisse. Die Übersicht enthält eine Reihe von Maßen zur Beurteilung der Schätzergebnisse verschiedener log-multiplikativer Modelle. Zusätzlich zu L^2 , der Likelihood-ratio Chi-Quadrat Statistik sind " R^2 ", die proportionale Reduktion in L^2 relativ zu $L^2(0)$, der Likelihood-ratio Chi-Quadrat von Modell 0 angegeben, sowie ein Dissimilaritätsindex (" D "), der über die Prozentsatzdifferenz zwischen den geschätzten Häufigkeiten eines gegebenen Modells und den tatsächlich beobachteten in der Kreuztabelle informiert. " R^2 " berechnet sich nach $(L^2(0) - L^2(A)) / L^2(0)$, wobei $L^2(0)$ die Devianz von Modell 0 (dem "baseline"-Modell) und $L^2(A)$ die Devianz der alternativen Modelle (Modelle 1 bis 4) bezeichnet (vgl. *Smith und Garnier* 1986). Der Dissimilaritätsindex berechnet sich nach $D = (\sum |p_{ij} - P_{ij}|) / 2$, wobei $p_{ij} = f_{ij} / N$ und $P_{ij} = F_{ij} / N$ (*Becker und Clogg*, 1988).

Wir können jetzt dazu übergehen, die einzelnen Resultate zu diskutieren. Beginnen wir mit dem Modell M0, der "Null conditional association". Dieses Modell ist mit dem klassischen Modell der Unabhängigkeit von Zeilen (Ausbildung) und Spalten (berufliche Position) in jeder der acht geschlechts- und kohortenspezifischen Kontingenztabellen identisch. Bezogen auf das Untersuchungsmodell in Gleichung (5) entspricht es der Restriktion, daß $\phi(k,l) = 0$, für alle i und alle j . Es geht also davon aus, daß in allen Kohorten sowohl für Männer als auch für Frauen kein Zusammenhang zwischen erreichtem Ausbildungsabschluß und erster beruflicher Position besteht. Diese Annahme widerspricht natürlich den Daten, wie aus der Teststatistik leicht abzulesen ist.

Das Modell M1, "homogene Zeilen- und Spalteneffekte", schätzt ein einziges Set von Scores für Ausbildungsabschlüsse und Berufspositionen. Es wird angenommen, daß diese Scores konstant sind und zwar sowohl über die Kohorten hinweg als auch zwischen den Geschlechtern. Obwohl damit noch nicht das am besten passende Modell gegeben ist, ist die Abnahme in L^2 mit 85%, bei nur neun weniger Freiheitsgraden, beeindruckend. Wie nicht anders zu erwarten, besteht also seit der unmittelbaren Nachkriegszeit für Männer und Frauen gleichermaßen eine sehr enge Anbindung beruflicher Chancen an den Nachweis von Ausbildungszertifikaten.

Modelle	L^2	df	"R"	"D"
M0: Null conditional association	2922,7	192	-	-
Frauen (n=2212)	1365,7	96	-	-
Männer (n=2338)	1557,0	96	-	-
Kohorte 1947-56 (n=1184)	700,8	48	-	-
Kohorte 1957-66 (n=1166)	702,8	48	-	-
Kohorte 1967-76 (n=1198)	803,3	48	-	-
Kohorte 1977-86 (n=1002)	715,7	48	-	-
M1: Homogene Zeilen- u. Spalteneffekte	435,9	183	0,85	0,099
M2: Geschlechtsspezifische Zeilen- u. Spalteneffekte	348,2	174	0,88	0,076
Frauen	171,8	87	0,87	
Männer	176,4	87	0,89	
M3: Kohortenspezifische Zeilen- u. Spalteneffekte	392,2	156	0,87	0,086
Kohorte 1947-56	93,7	39	0,87	
Kohorte 1957-66	92,6	39	0,87	
Kohorte 1967-76	110,0	39	0,86	
Kohorte 1977-86	95,9	39	0,87	
M4: Heterogene Zeilen- u. Spalteneffekte	259,0	120	0,91	0,062
Frauen	129,1	60	0,91	0,060
Männer	129,9	60	0,92	0,064
Kohorte 1947-56	58,2	30	0,92	
Kohorte 1957-66	74,9	30	0,89	
Kohorte 1967-76	65,8	30	0,92	
Kohorte 1977-86	59,9	30	0,92	

Tabelle 4: Log-multiplikative Analyse der Abhängigkeiten zwischen Geschlechtszugehörigkeit, formalen Ausbildungsqualifikationen und erster beruflicher Stellung für vier Erwerbseintrittskohorten

Modell M2 überprüft die Hypothese, ob Ausbildungs- und Berufsscores zwischen beiden Geschlechtern variieren, aber nicht zwischen den Kohorten. Die Abnahme in L^2 um 87,7 bei 9 Freiheitsgraden ist signifikant und auch nicht unbedeutend hinsichtlich des Effektes auf R^2 .

Modell M3 läßt die Scores kohortenspezifisch variieren aber nicht zwischen den Geschlechtern. Die Verbesserung des Fits gegenüber Modell M1, gemessen an der Reduktion des L^2 -Wertes um 43,7 bei 27 Freiheitsgraden, ist gerade noch signifikant. Ebenso kann eine nur geringe proportionale Fehlerreduktion erzielt werden, welche sogar niedriger ist als die des Modells M2.

Modell M4 schließlich schätzt kohorten- und geschlechtsspezifische Koeffizienten. Dies bedeutet zwar einen Verlust von weiteren 36 Freiheitsgraden, aber es kann eine nicht nur marginale verbesserte Anpassung an die Daten erzielt werden. Die Abnahme in L^2 um 176,9 bei 63 Freiheitsgraden gegenüber Modell M1 ist signifikant und der Effekt auf " R^2 " ist im Vergleich zu Modell M2 und M3 deutlicher nachweisbar. So zeigt ein Blick auf die einzelnen Kohorten, daß die proportionale Fehlerreduktion im Vergleich zu Modell M1 bis auf eine Ausnahme mindestens sechs Prozentpunkte beträgt. Darüberhinaus erreicht der Dissimilaritätsindex mit 6,2% den klar niedrigsten Wert. Durchschnittlich müßte man also nur rund 6% aller befragten Personen "verschieben", bis die geschätzten Häufigkeiten den beobachteten genau entsprechen.

Versuchen wir die Modellanpassungstests abschließend zu bewerten, so ist wohl nachgewiesen, daß trotz der zweifelsohne sehr stabilen Verhältnisse seit Kriegsende, geschlechts- als auch kohortenspezifische Unterschiede bzw. Veränderungen den Konnex zwischen Ausbildung und erster beruflicher Position prägen. Wenn auch - wie ein Vergleich der Modelle M2 und M3 zeigt - Unterschiede zwischen Männern und Frauen verhältnismäßig bedeutsamer sind, so gelingt die beste Annäherung an die beobachteten Daten doch erst, wenn man beide Abhängigkeiten in Rechnung stellt. Auch dieses Modell (M4) bietet aus streng inferenzstatistischer Sicht noch keinen "guten Fit", aber eine Untersuchung der standardisierten Residuen läßt keine regelmäßigen Abweichungen erkennen, die Anlaß geben, weitere Interaktionen zu berücksichtigen.

3.3.1 Veränderung der relativen Chancenstruktur männlicher Berufsanfänger

Hat die bisherige Untersuchung auch gezeigt, daß geschlechts- und kohortenspezifische Differenzen in den relativen Chancenstrukturen bestehen, fehlen uns noch präzise Information darüber, wie sie sich im einzelnen auswirken und nach welchen Mustern sie verlaufen. Erst anhand der einzelnen Assoziationsindices können wir in diesem Punkt Klarheit gewinnen. Beginnen wir damit, die Situation der männlichen Berufsanfänger genauer zu erörtern. Tabelle 5 beinhaltet für jede Kohorte dieser Bewerbergruppe die geschätzten Scores der Ausbildungsabschlüsse (μ_i) und Klassenlagen (v_j) sowie den Assoziationsindex ϕ .

Ausbildung (u_i)	Erwerbseintrittskohorte			
	1947-1956	1957-1966	1967-1976	1977-1986
A	0,395	0,392	0,414	0,459
B	0,294	0,284	0,301	0,303
C	0,161	0,190	0,208	0,186
D	0,006	-0,012	-0,095	-0,147
E	-0,855	-0,854	-0,828	-0,801
Klasse (v_i)				
I	0,611	0,823	0,843	0,787
II	0,416	0,175	0,161	0,285
III	-0,091	-0,106	-0,118	-0,077
VI	0,166	0,007	-0,032	-0,075
VII	-0,277	-0,214	-0,244	-0,258
VIII	-0,406	-0,335	-0,331	-0,367
IX	-0,423	-0,350	-0,299	-0,295
ϕ	21,0	23,7	22,6	22,0

Ausbildung: Universitäts- oder Fachhochschulabschluß (A), Abitur (B), Fachhochschulreife oder Mittlere Reife mit vorberuflicher Ausbildung (C), Mittlere Reife ohne vorberufliche Ausbildung oder Hauptschulabschluß mit vorberuflicher Bildung (D), Hauptschulabschluß oder weniger, ohne vorberufliche Bildung (E).

Klassenlage: Obere Dienstklasse (I), Untere Dienstklasse (II), Ausführende Nicht-Manuelle (III), Arbeiterelite (VI), Facharbeiter (VII), Un- oder angelernte Arbeiter (VIII), Arbeiter in der Landwirtschaft (IX).

Tabelle 5: Assoziationsindices nach Modell M4 für männliche Berufsanfänger

Auffällig sind zunächst die hohen und bemerkenswert konstanten ϕ -Werte jeder Kohorte. Bedenken wir, daß ϕ ein nach oben offenes Zusammenhangsmaß darstellt, so erscheinen die noch beobachtbaren Schwankungen als bedeutungslos. Da ϕ die Veränderung im Zusammenhang zwischen Ausbildung und beruflicher Position anzeigt, die dann erfolgt, bewegen wir uns eine Einheit entlang des latenten Klassenkontinuums bei Anstieg um eine Einheit auf der latenten Ausbildungsskala, so ist nachgewiesen, daß jede zusätzliche Ausbildungseinheit generell auch bei der jüngsten Kohorte noch denselben Chancengewinn bewirkt hat wie zu den verschiedenen früheren Zeitpunkten der deutschen Nachkriegsgeschichte. Dieses Ergebnis widerspricht somit den Befunden bisheriger Studien zu diesem Thema (vgl. **Blossfeld** 1985; **Handl** 1986).

Wenn auch der Gesamtzusammenhang zwischen Ausbildung und beruflicher Stellung konstant hoch ist, so bedeutet dies natürlich nicht, daß die einzelnen Ausbildungsabschlüsse bzw. Klassenpositionen, so wie sie definiert sind, selbst ein strenges Kontinuum bilden.

Vielmehr markieren sie Punkte auf den als latente Kontinua gedachten Variablen mit ganz unterschiedlicher Rangfolge und Distanzen zueinander. Chancengewinne, die man mit den einzelnen Ausbildungszertifikaten erzielen kann, sind also unterschiedlich bedeutsam und haben sich im Laufe der Zeit verändert. Das wird deutlich, betrachten wir die Ausbildungs- und Klassenscores genauer.

Gehen wir von den Skalenscores aus, die sich für die Klassenvariablen ergeben (v_j), lassen sich Informationen gewinnen über Veränderungen in den Formierungsprozessen der einzelnen Klassen selbst bzw. darüber, inwieweit sie für bestimmte Ausbildungsgruppen "offen" oder "geschlossen" sind. Gehen wir demgegenüber von den Scores aus, die wir für die Bildungsvariable ermittelt haben (μ_j), kann man über die Kohorten verfolgen und genauer spezifizieren, welche Ausbildungsgruppen bevorteilt oder benachteiligt sind, bestimmte Klassenpositionen zu erreichen.

Betrachten wir zuerst die Situation der drei älteren Kohorten, so werden einige klare Entwicklungslinien sichtbar. Der Score der Oberen Dienstklasse steigt von 0,611 in der unmittelbaren Nachkriegszeit sprunghaft auf einen Wert von 0,823 zwischen 1957-66 an und erreicht einen Höchststand von 0,843 im Zeitraum zwischen 1967-76. Umgekehrt vergrößert sich die Distanz zur Unteren Dienstklasse, deren Score kontinuierlich von 0,416 bis auf einen Tiefstand von 0,161 absinkt. Dies bedeutet einerseits, daß sich Rekrutierungskanäle in die Obere Dienstklasse im Verlaufe der Nachkriegszeit schließen. Andererseits weisen die niedrigeren Scores der Unteren Dienstklasse daraufhin, daß formal schlechter ausgebildete junge Männer zunehmend Chancengewinne erzielen, vorteilhaftere Positionen zu besetzen. Ein Blick auf die Skalenwerte der Bildungsvariablen läßt allerdings erkennen, daß es sich dabei hauptsächlich um Personen mit Mittlerer Reife und Berufsausbildung handelt, weniger dagegen um Hauptschulabsolventen mit oder ohne weitere berufliche Qualifikationen. Während nämlich die Scores der Realschulabsolventen von 0,161 über 0,190 auf einen Höchststand von 0,208 ansteigen, wächst die Distanz zu den Hauptschulabsolventen mit Berufsausbildung, deren Werte von 0,006 über -0,012 bis zu -0,095 fallen und mit denen der Bewerber ohne Berufsausbildung konvergieren. Zwischen diesen Absolutengruppen finden somit Verdrängungsprozesse statt.

Bemerkenswert ist schließlich das veränderte Rekrutierungsprofil der in der Landwirtschaft bzw. im primären Sektor beschäftigten Arbeiter. Hier können wir eine deutliche Annäherung an die Klassenlagen VIII und IX beobachten, die schließlich sogar zu einer Veränderung in der Rangfolge führt: zwischen 1967-76 verzeichnen Positionen un- und angelernter Arbeiter in der Industrie oder im Handwerk überproportional größere Zuströme geringer qualifizierter Personen als land- oder forstwirtschaftliche Berufe. Aufgrund der gravierenden Umstrukturierungen seit Ende des zweiten Weltkriegs bietet die Landwirtschaft eben nicht mehr massenhaft unqualifizierte Tätigkeiten, sondern die wenigen verbliebenen

Beschäftigungsmöglichkeiten erfordern jetzt ebenfalls zumindest eine berufliche Basisausbildung.

Wenden wir uns schließlich der jüngsten Kohorte zu, sind die folgenden Verschiebungen auf den beiden Skalen besonders aufschlußreich: Zum einen sinkt der Score der Oberen Dienstklasse, die Differenzen zu den Koeffizientenwerten der Klasse III bzw. sämtlichen Positionen im manuellen Bereich bleiben aber weitgehend bestehen. Zum zweiten verdoppelt sich annähernd der Skalenwert der Unteren Dienstklasse, wobei der Abstand zur Oberen Dienstklasse geringer wird und der Abstand zu den manuellen Klassenlagen sowie Klasse III sich spürbar erweitert. Damit ist ein Nachweis dafür gegeben, daß sich nicht nur Rekrutierungen in die Obere Dienstklasse, sondern jetzt auch in Stellungen der Unteren Dienstklasse schließen und exklusiv nur noch den höher- und höchstqualifizierten Bewerbern offen stehen. Formal weniger qualifizierte Absolventen konzentrieren sich demgegenüber undifferenzierter auf den übrigen beruflichen Positionen.

Anhand der Skalenwerte der einzelnen Bildungsabschlüsse lassen sich diese Entwicklungen präzisieren. Konnten Realschulabsolventen mit Berufsausbildung zehn Jahre zuvor ihre relative Lage noch verbessern, so zeigt der niedrigere Score von 0,186 jetzt im Vergleich zu Abiturienten und Hochschulabsolventen Chancenverluste an. Bewerber mit Hochschuldiplom können hingegen ihren Chancenvorsprung weiter ausbauen und erreichen mit 0,459 den seit Kriegsende höchsten Skalenwert. Besonders auffällig ist darüber hinaus die zunehmend ungünstigere Lage der Hauptschüler: während sie im Vergleich zu Berufsanfängern mit Mittlerer Reife immer mehr an Boden verlieren, nähern sie sich umgekehrt den jungen Männern an, die über gar keine berufsqualifizierenden Abschlüsse verfügen.

3.3.2 Veränderungen in der relativen Chancenstruktur weiblicher Berufsanfänger

Tabelle 6 präsentiert für jede Kohorte von Berufsanfängerinnen die geschätzten Scores der Ausbildungsabschlüsse (μ_i) und Klassenpositionen (v_j) sowie den Assoziationskoeffizienten ϕ .

Ausbildung (μ_i)	Erwerbseintrittskohorte			
	1947-1956	1957-1966	1967-1976	1977-1986
A	0,725	0,622	0,705	0,746
B	0,183	0,247	0,118	0,063
C	-0,022	0,067	0,030	0,036
D	-0,286	-0,236	-0,177	-0,223
E	-0,599	-0,701	-0,676	-0,623
Klasse (v_j)				
I	0,532	0,628	0,603	0,702
II	0,348	0,330	0,302	0,272
III	0,044	-0,008	-0,064	-0,124
VI	0,140	0,092	-0,147	0,047
VII	0,004	-0,095	-0,155	-0,246
VIII	-0,494	-0,599	-0,688	-0,592
IX	-0,575	-0,348	0,149	-0,061
ϕ	13,2	10,5	10,7	10,9

Ausbildung: Universitäts- oder Fachhochschulabschluß (A), Abitur (B), Fachhochschulreife oder Mittlere Reife mit vorberuflicher Ausbildung (C), Mittlere Reife ohne vorberufliche Ausbildung oder Hauptschulabschluß mit vorberuflicher Bildung (D), Hauptschulabschluß oder weniger, ohne vorberufliche Bildung (E).

Klassenlage: Obere Dienstklasse (I), Untere Dienstklasse (II), Ausführende Nicht-Manuelle (III), Arbeiterelite (VI), Facharbeiter (VII), Un- oder angelernte Arbeiter (VIII), Arbeiter in der Landwirtschaft (IX).

Tabelle 6: Assoziationsindizes nach Modell M4 für Berufsanfängerinnen

Die ermittelten Befunde reflektieren im wesentlichen folgende Veränderungen und Besonderheiten der Berufsanfängerinnen:

Erstens belegen die geringen Schwankungen in der "overall" Assoziation (ϕ), daß auch für Berufsanfängerinnen - selbst im Übergang der Kohorte 1967-76 zur Kohorte 1977-86 - ein enger Zusammenhang zwischen beruflichen Chancen und Ausbildungszertifikaten bestehen bleibt. Investitionen in Ausbildung lohnen generell auch weiterhin und zwar in demselben Maße, wie sie für junge Frauen auch zu früheren Zeitpunkten der deutschen Nachkriegsgeschichte erfolgversprechend waren.

Zweitens zeigen die im Vergleich zu den männlichen Kohorten nur halb so hohen ϕ -Koeffizienten an, daß Frauen innerhalb ihrer eigenen Gelegenheitsstruktur sehr viel weniger als

Männer in der Lage sind, erhöhte Ausbildungsinvestitionen auch in berufliche Chancen umzusetzen. Die Wahrscheinlichkeit, daß höher qualifizierte Frauen im Vergleich zu weniger qualifizierten Konkurrentinnen Zugang zur jeweils vorteilhafteren beruflichen Position finden, ist bedeutend geringer als die Wahrscheinlichkeit, daß höher qualifizierte männliche Absolventen im Vergleich zu ihren weniger qualifizierten Konkurrenten Zugang zur jeweils vorteilhafteren beruflichen Position erreichen.

Drittens zeigen sich weitere Trends, die zu unterschiedlichen Beobachtungszeitpunkten die Chancenstruktur junger Frauen differenzieren, in den Veränderungen der Scores einzelner Ausbildungsabschlüsse und Klassenlagen. So liefern die Koeffizienten der nicht-manuellen Klassen I-III Belege dafür, daß Rekrutierungen in die beiden Dienstklassen credentialistischer werden: Während die Skalenwerte der Oberen Dienstklasse von 0,532 im Verlaufe der Nachkriegszeit bis auf 0,702 steigen, sinken jene der Unteren Dienstklasse kontinuierlich von 0,348 auf 0,272 ab. Gleichzeitig vermindern sich jedoch die Skalenwerte der Klasse III in noch deutlich stärkerem Maße (von 0,044 bis zu -0,124), so daß nicht nur die Distanz zwischen den beiden Dienstklassen zunimmt, sondern vor allem auch der Abstand zwischen Unterer Dienstklasse und ausführenden nicht-manuellen Berufspositionen.

Verfolgen wir die Verschiebungen auf den Ausbildungsskalen, ist *viertens* festzustellen, daß diese Entwicklung hauptsächlich zu Gunsten der Hochschulabsolventinnen verlaufen ist. Im Gegensatz zu den leichten Differenzierungstendenzen, die wir bei den jungen Männern dieses Qualifikationsniveaus beobachten können, stehen jungen Frauen mit Hochschulabschluß Dienstklasse-I-Positionen allmählich häufiger und ausschließlicher offen, als ihren weniger qualifizierten Konkurrentinnen. Deutliche Chancenverluste verzeichnen dagegen junge Frauen mit Abitur, die sich in ihren beruflichen Möglichkeiten schließlich kaum noch von Bewerberinnen mit Mittlerer Reife unterscheiden. Abgesehen von den so weit beschriebenen Befunden ist festzustellen, daß sich das Rekrutierungsprofil von Arbeiterinnen in der Land- und Forstwirtschaft wie erwartet verschiebt und Positionen von un- und angelernten Arbeiterinnen und Facharbeiterinnen einheitlicher besetzt werden.

4. Zusammenfassung

Welche Antworten liefert nun die hier exemplarisch durchgeführte log-multiplikative Analyse der mehr oder minder ordinalen Zielvariablen im Hinblick auf die eingangs diskutierte inhaltliche Fragestellung?

Erstens haben sich auf der Grundlage der Daten des sozio-ökonomischen Panels keine Belege dafür ergeben, die auf dramatische Umbrüche im Nexus zwischen Ausbildung und beruflicher Position zu Beginn der achtziger Jahre schließen lassen. Die durch die log-multiplikative Modellrechnung vorgenommene Zerlegung der Assoziationsstruktur in einen durch Veränderungen in den spezifischen Relationen zwischen den einzelnen Ausbildungsabschlüssen und beruflichen Positionen erklärbaren Teil und einen solchen, der den Gesamtzusammenhang mißt und in dem auch Effekte nicht direkt gemessener askriptiv begründbarer Diskriminierungen zum Ausdruck kommen, hat deutlich gezeigt, daß von einer "Refeudalisierung" nicht die Rede sein kann. Vielmehr besteht seit der unmittelbaren Nachkriegszeit eine sehr enge Anbindung beruflicher Chancen an den Nachweis von Ausbildungszertifikaten, die nur sehr wenig variiert. Dieser konstante Nexus liefert zudem den Nachweis, daß eine Abnahme in der Assoziation zwischen Ausbildung und beruflicher Position nicht zwangsläufig als Folgeerscheinung eines Verdrängungsprozesses auftreten muß. Die Zerlegung der Assoziationsstruktur hat klar ergeben, daß Verdrängungsprozesse bzw. die Schließung von Rekrutierungen wirksam wurden, ohne den Gesamtzusammenhang abzuschwächen.

Zweitens ist vor dem Hintergrund der historisch geringen Variabilität der hier untersuchten Beziehungen natürlich der Einwand berechtigt, ob überhaupt Umstrukturierungen zu beobachten sind. Aus der Perspektive der Relationen zwischen den einzelnen Ausbildungsabschlüssen läßt sich dem entgegen halten, daß schon relativ früh in der westdeutschen Nachkriegsgeschichte Verdrängungsprozesse und die Schließung von Rekrutierungen die Allokation zu den jeweils vorteilhafteren beruflichen Positionen kennzeichnen. Insofern mag man von einer Stabilisierung von Trends sprechen, welche sich bis in die achtziger Jahre hinein verstärkt fortsetzten und nicht etwa als "Umbruch" interpretierbar erst zwischen 1970 und 1982 die Situation der Berufsanfänger kennzeichnen.

Drittens schließlich ermöglicht das hier berechnete log-multiplikative Modell Aussagen darüber, ob sich Investitionen in Ausbildung, bei jeweils geschlechtsspezifischen Gelegenheitsstrukturen, für Frauen ebenso lohnen wie für Männer. Aus historischer Perspektive geben die Analyseergebnisse hier wenig Anlaß zu Optimismus. Im Verlaufe der gesamten hier betrachteten Nachkriegsperiode können Berufsanfängerinnen insgesamt und innerhalb der ihnen offenen stehenden Möglichkeiten, weniger Nutzen aus Ausbildungsinvestitionen ziehen als Männer. Eine in Verbindung mit erhöhten Ausbildungsinvestitionen positive Entwicklung ist lediglich unter Hochschulabsolventinnen festzustellen: junge Frauen mit Universitäts- oder Fachhochschuldiplom gelingt es im Verlaufe der Nachkriegsperiode häufiger, in Stellungen der Oberen Dienstklasse rekrutiert zu werden, so daß sich die doch erhebliche Chancendifferenz zu den jungen Männern gleichen Ausbildungsniveaus allmählich verringert.

Literatur

- Agresti, A.*, 1983:
A Survey of Strategies for Modeling Cross-Classifications Having Ordinal Variables.
In: *Journal of the American Statistical Association* 78, S. 184-198.
- Agresti, A.*, 1984:
Analysis of Ordinal Categorical Data. New York: Wiley.
- Baker, R. J. / Neider, J. A.*, 1986:
The GLIM System, Release 3.77. Oxford, England: Numerical Algorithms Group.
- Beck, U.*, 1986:
Ausbildung ohne Beschäftigung. Zum Funktionswandel des Bildungssystems im Systemwandel der Arbeitsgesellschaft. In: *Hradil, S.* (Hrsg.), Sozialstruktur im Umbruch. Leverkusen, S. 305-321.
- Beck, U.*, 1986: Risikogesellschaft. Auf dem Weg in eine andere Moderne. Frankfurt a. M.: Suhrkamp.
- Becker, M.P. / Clogg, C.C.*, 1988:
Analysis of sets of two-way contingency tables using association models.
Manuskript anlässlich des ZUMA-workshops "Analyse kategorialer Daten" im Sommer 1988.
- Biossfield, H.-P.*, 1986:
Bildungsexpansion und Berufschancen. Empirische Analysen zur Lage der Berufsanfänger in der Bundesrepublik. Frankfurt und New York: Campus.
- Bögenhold, D.*, 1985:
Die Selbständigen. Zur Soziologie dezentraler Produktion. Frankfurt und New York: Campus.
- Clogg, C. C.*, 1982a:
Some Models for the Analysis of Association in Multiway Cross-Classifications Having Ordered Categories.
In: *Journal of the American Statistical Association* 77, S. 803-815.
- Clogg, C. C.*, 1982b:
Using Association Models in Sociological Research: Some Examples.
In: *American Journal of Sociology* 88, S. 114-134.
- Clogg, C. C.*, 1984:
Some Statistical Models for Analyzing Why Surveys Disagree.
In: *Turner, F. C. / Martin, E.* (Hrsg.), Surveying Subjective Phenomena, vol. 2. New York: Basic Books.
- Clogg, C. C.*, 1986:
Statistical Modelling versus Singular Value Decomposition.
In: *International Statistical Review* 54, S. 284-288.
- Erikson, R. / Goldthorpe, J. H.*, 1987:
Commonality and Variation in social fluidity in industrial nations, Part I.
In: *European Sociological Review*; Vol. 3, No. 1, S. 54-77.
- Goldthorpe, J.H.*, 1980:
Social Mobility and Class Structure in Modern Britain, Oxford.
- Goodman, L. A.*, 1979:
Simple Models for the Analysis of Association in Cross-Classifications Having Ordered Categories.
In: *Journal of the American Statistical Association* 74, S. 537-552.
- Goodman, L.A.*, 1981a:
Association Models and the Bivariate Normal for Contingency Tables with Ordered Categories.
In: *Biometrika* 68, S. 347-355.
- Goodman, L.A.*, 1981b:
Association Models and Canonical Correlation in the Analysis of Cross-Classifications Having Ordered Categories. In: *Journal of the American Statistical Association* 76, S. 320-334.

- Goodman, L.A.*, 1985:
The Analysis of Cross-Classified Data having Ordered and or Unordered Categories: Association Models, Correlation Models, and Asymmetry Models for Contingency Tables with or without Missing Entries. In: *Annals of Statistics* 13, S. 10-69.
- Goodman, L. A.*, 1986:
Some Useful Extensions of the Usual Correspondence Analysis Approach in the Analysis of Contingency Tables. In: *International Statistical Review* 54, S. 243-270.
- Goodman, L. A.*, 1987:
New Methods for Analyzing the Intrinsic Character of Qualitative Variables Using Cross-Classified Data. In: *American Journal of Sociology*, S. 529-583.
- Handl, J.*, 1986:
Zur Veränderung der beruflichen Chancen von Berufsanfängern zwischen 1950 und 1982.
In: *Kaiser, M.* u.a. (Hrsg.), *Berufliche Verbleibsforschung in der Diskussion*. Institut für Arbeits- und Berufsforschung, Nürnberg, S. 1348.
- Kühnel, S. / Jagodzinski, W. / Terwey, M.*, 1989:
Teilnahme oder Boykottieren: Ein Anwendungs-beispiel der binären logistischen Regression mit SPSSx. In: *ZA-Information* 25: S. 44-75.
- Ludwig-Mayerhofer, W.*, 1990:
Multivariate Logit-Modelle für ordinalskalierte abhängige Variablen. In: *ZA-Informationen* 27, S. 62-88.
- Müller, W.*, 1978:
Klassenlage und Lebenslauf. Mannheim, Universität, Sozialwissenschaften, Fak., Habil.
- Smith, H.L., Garnier, M.A.*, 1986:
Association between background and educational attainment in France,
In: *Sociological Methods and Research*, Vol 14 No. 3, S. 317-344.
- Smith, H. L.*, 1986:
A Program for the Estimation of the Analysis-of-Association Model, based on the Presence of a Linear-By-Linear Interaction for Multiway Tables. Department of Sociology, Indiana University.
- Teichler, U. / Hartung, D. / Nuthmann, R.*, 1976:
Hochschulexpansion und Bedarf der Gesellschaft. Stuttgart: Klett.
- Urban, D.*, 1990:
Multinomiale LOGIT-Modelle zur Bestimmung der Abhängigkeitsstruktur qualitativer Variablen mit mehr als zwei Ausprägungen. In: *ZA-Informationen* 26: S. 36-61.
- van der Heijden, P. G. M. et al.*, 1989:
A combined Approach to Contingency Table Analysis using Correspondence Analysis and Log-linear Analysis. In: *Applied Statistics* 38, No. 2, S. 249-292.

Anhang

Um die in dieser Arbeit erforderlichen Berechnungen durchführen zu können, stand mir keine benutzerfreundliche allgemein zugängliche Software zur Verfügung. Log-multiplikative Modelle sind beispielsweise nicht im Rahmen einer SPSS-Standardprozedur schätzbar. SPSS erlaubt ausschließlich die Berechnung einiger log-linearer Row-/ Column Modelle. Lediglich ein von *Smith* (1986) entwickeltes GLIM-Macro (*Baker und Neider*, 1986), ermöglichte zumindest die erforderlichen Maximum-Likelihood Gleichungen zu schätzen. Da *Smith* allerdings eine Gewichtung bei der Identifikation der Assoziationskoeffizienten vornimmt, die explizit die Randverteilungen einbezieht, ist das Programm nur für sehr eingeschränkte Fragestellungen verwendbar. Aus diesem Grund habe ich in GLIM ein eigenes Programm geschrieben, wobei das Macro "MAC MAIN" von *Smiths* Programm zur Schätzung der Maximum-Likelihood Gleichungen übernommen werden konnte. Im Rahmen dieses Programms lassen sich auch log-lineare-log-multiplikative Hybride berechnen.

Ein GLIM-Programm zur Berechnung eindimensionaler log-multiplikativer Modelle für bivariate Verteilungen in n-Kontexten mit uniformen Gewichten.

```

$MAC MAIN
$CA %O=%DV
$FIT (ROW*LAY)+(COL*LAY)+(RS*COL)
$EXTRACT %PE
$CA CS = %IF(%GT(COL,1),%PE(%PL-(%C-COL)),0)
$FIT (ROW*LAY)+(COL*LAY)+(CS*ROW)
$EXTRACT %PE
$CA RS = %IF(%GT(ROW,1),%PE(%PL-(%R-ROW)),0)
$CA %A = 1-(%LT((%O-%DV),0.0001))
$ENDMAC
$CA %R = Anzahl der Zeilen
$CA %C = Anzahl der Spalten
$CA %G = Anzahl der Gruppen
$CA %Q = %R*%C*%G
$UNITS %Q
$FAC ROW %R COL %C LAY %G
$CA ROW = %GL(%R,%C) : COL = %GL(%C,1) : LAY = %GL(%G, (%R*%C))
$
$CA RS = ROW - 1.
$CA CS = COL - 1.
$
$DATA COUNT $DINPUT $YVAR COUNT $ERR P
$CA %N = %CU(COUNT) : %A = 1.
$FIT
$WHILE %A MAIN
$DIS R
$CA W=%FV/%N : X1=COUNT/%N : Y1=X1-W : A1=(Y1<0)
$VAR A2
$CA A2(A1*%CU(A1))=Y1 : B1=(Y1>0)
$VAR B2
$CA B2(B1*%CU(B1))=Y1 : A3=A2*-1
$CA %Z1=%CU(A3) : %Z2=%CU(B2) : %Z3=(%Z1+%Z2)*0.5
$PRINT : 'DISSIMILARITAETSINDEX:' %Z3: $
$
$CA %P=( (%G*(%R-1)*(%C-1))-%R-%C+3)
$PRINT : 'KORREGIERTE ANZAHL DER FREIHEITSGRADE:' %P: $
$
$CA I = %EQ((COL*LAY),1)
$VAR %R RSZ
$CA RSZ(I*(%CU(I))) = RS : J = %EQ((ROW*LAY),1)
$VAR %C CSZ
$CA CSZ(J*(%CU(J))) = CS : %F=%CU(RSZ) : %E=%F/%R
$VAR %R RSZZ
$CA RSZZ = RSZ-%E : %K=%CU(RSZZ**2) : %L=1/%K : %H=%SQRT(%L)
$VAR %R RZZZ
$CA RZZZ = RSZZ*%H
$
$PRINT : 'ZEILENSCORES (UNIFORME GEWICHTUNG):' : $
$LOOK RZZZ $
$CA %B=%CU(CSZ) : %D=%B/%C
$VAR %C CSZZ
$CA CSZZ = CSZ-%D : %M=%CU(CSZZ**2) : %N=1/%M : %T=%SQRT(%N)
$VAR %C CZZZ
$CA CZZZ = CSZZ*%T
$
$PRINT : 'SPALTENSORES (UNIFORME GEWICHTUNG):' : $
$LOOK CZZZ $
$
$CA %Z=%SQRT(%K)*%SQRT(%M)
$
$PRINT: '          PHI (UNIFORME GEWICHTUNG):' %Z : $
$
$STOP

```